

# Časová struktura úrokových sazeb a měnová politika v malém makroekonomickém modelu

Viktor KOTLÁN\*

## 1. Úvod

Realizace měnové politiky uplatňující strategii cílování inflace bývá obvykle založena na střednědobých inflačních predikcích vycházejících ze strukturálního makroekonomického modelu. Predikční a analytický systém centrální banky (CB) se však kromě hlavního modelu skládá z řady satelitních modelů, expertních vstupů a jiných indikátorů. Indikátory lze definovat jako veličiny, z nichž lze extrahovat očekávání ohledně budoucího ekonomického vývoje, ačkoliv samy o sobě budoucí ekonomický vývoj nutně neovlivňují. Oblíbenost indikátorů je způsobena mimo jiné tím, že jsou dostupné v reálném čase a nepodléhají statistickým revizím.

Různí autoři ukázali, že jedním z nejúspěšnějších indikátorů budoucího ekonomického vývoje je časová struktura úrokových sazeb. Celá časová struktura je obvykle aproximována jedinou veličinou, *termínovým rozpětím* (*spread*), které je vypočítáno jako rozdíl mezi dlouhodobou a krátkodobou úrokovou sazbou. Co může termínové rozpětí indikovat? Existují v podstatě dvě linie výzkumu. První testuje indikační možnosti termínového rozpětí ve vztahu k budoucí inflaci. Mishkin (1990a, 1990b, 1991), Fama (1990), Jorion-Mishkin (1991), Ragan (1995), Estrella-Mishkin (1997), Day-Lange (1997), Breedon-Chadha (1997) nebo Kozicki (1998) argumentují, že kladné termínové rozpětí je spojeno s kladnou budoucí inflací nebo její dynamikou a naopak. Druhá linie výzkumu se zaměřuje na vztah mezi termínovým rozpětím a budoucí reálnou ekonomickou aktivitou. Hu (1993), Plosser a Rouwenhorst (1994), Cozier a Tkacz (1994), Bernard a Gerlach (1996), Estrella a Mishkin (1996), Haubrich a Dombrosky (1996), Bonser-Neal a Morley (1997), Kozicki (1997), Smets a Tsatsaronis (1997),

---

\* odbor měnové politiky České národní banky a Ekonomická fakulta VŠB-TU Ostrava (viktor.kotlan@cnb.cz).

Autor děkuje J. Benešovi, J. Fraitovi, M. Hamplovi, R. Harrisonovi, T. Holubovi, L. Mahadevovi a M. Mandelovi za cenné rady a komentáře. Názory v článku vyjádřené jsou názory autora a nepředstavují stanoviska zmíněných osob či institucí. Práce byla částečně podporována grantem GAČR 402/00/1213.

A full English-language version of this paper is available at the journal's Web-site: [www.financeauver.org](http://www.financeauver.org)

Estrella (1997), Attana-Mensah a Tkacz (1998) nebo Berk a Van Bergeijk (2000) ukazují, že kladné termínové rozpětí je spojeno s budoucím růstem reálného výstupu a naopak záporné rozpětí s jeho poklesem. Výsledky zmíněných studií, zabývajících se empirií více zemí, shrnuje *tabulka A1 v Příloze*. Podobný výzkum byl v české ekonomice proveden Kotlánem (1999a, 1999b). Výsledkem těchto prací bylo zjištění, že termínové rozpětí indikuje v české ekonomice budoucí inflaci s předstihem 6 čtvrtletí a budoucí reálný výstup s předstihem 3 čtvrtletí.

Výsledky výše uvedených studií jsou založeny na regresních modelech redukované formy nebo VAR-systémech bez přílišné diskuze teoretického pozadí. Takový přístup lze však hodnotit kriticky, a to minimálně ze tří hledisek. Za prvé, výsledky neumožňují zřetelně odlišit, kdy růst termínového rozpětí indikuje budoucí růst inflace a kdy indikuje budoucí růst reálného výstupu. Za druhé, ačkoliv je zřejmé, že měnová politika hraje při determinaci termínového rozpětí klíčovou roli, zmíněné přístupy její vliv explicitně v potaz neberou. Konečně za třetí, redukované regresní modely nejsou pro hodnocení indikačních schopností termínového rozpětí nebo jiného indikátoru vhodné. Tento argument, který popsali Woodford (1994) a Bernanke a Woodford (1997), je natolik klíčový (a to nejen v tomto kontextu), že vyžaduje krátké neformální vysvětlení. Předpokládejme, že centrální banka, jejímž jediným úkolem je udržovat (budoucí) inflaci na hodnotě dané inflačním cílem, využívá veličinu  $X$  jako jediný indikátor budoucích inflačních tlaků. Dejme tomu, že kladné  $X$  indikuje budoucí inflaci vyšší než inflační cíl a záporné  $X$  naopak budoucí inflaci nižší než cíl. Protože úkolem banky je udržovat inflaci na cílované hodnotě, bude podle hodnoty  $X$  nastavovat měnovou politiku tak, aby inflačního cíle v budoucnu dosáhla. Pokud je měnová politika úspěšná, budeme ve statistických datech charakterizujících tento měnový režim pozorovat pravděpodobně dvě skutečnosti: zatímco indikátor  $X$  se bude měnit, inflace bude setrvávat na úrovni inflačního cíle. Pakliže provedeme ekonometrické testy závislosti inflace na (zpožděných hodnotách) indikátoru  $X$ , pravděpodobně zjistíme, že  $X$  není dobrým indikátorem budoucí inflace. Opak je však pravdou: právě proto, že  $X$  indikoval budoucí inflaci dobře, nelze v ex post v datech mezi  $X$  a inflací pozorovat žádnou závislost.<sup>1</sup>

Výše uvedeným námitkám je třeba čelit zkoumáním indikačních schopností termínového rozpětí prostřednictvím širšího systému ekonomických vztahů. Myšlenka zkoumání časové struktury úrokových sazeb jako součásti makroekonomického modelu není nová. Už Mankiw a Miron (1986), McCallum (1994), Rudebusch (1995) a Roley a Sellon (1996) pracovali s velmi jednoduchým dvourovnicovým systémem, který tvořila rovnice reakční funkce CB a rovnice teorie očekávání. Jejich práce se soustředily na možnost zdokonalit (do té doby neúspěšné) empirické testy platnosti teorie očekávání zohledněním role měnové politiky. Širší makroekonomické modely, jež explicitně zahrnují také determinaci jiných veličin, než jsou úrokové sazby, byly však v podobném výzkumu, jako je náš, prozatím pou-

<sup>1</sup> Stejný argument se vztahuje také na zkoumání ex post závislosti mezi instrumentem centrální banky, například úrokovou sazbou, a mírou inflace. I zde lze pomocí jednoduchých regresních modelů dospět k mylnému závěru, že úroková sazba nemá na inflaci vliv.

žity pouze v několika studiích. Turnovsky (1989) se na základě jednoduchého modelu věnuje zkoumání interakce různých makroekonomických politik a časové struktury úrokových sazeb. Fuhner a Moore (1995) ve své známé práci zkoumají pozorovanou vysokou korelaci mezi sazbou centrální banky a ekonomickou aktivitou prostřednictvím sledování transmise sazby centrální banky do dlouhodobých reálných sazeb. Eijffinger et al. (2000) diskutují implikace teorie očekávání pro implementaci režimu cílování inflace. Našemu přístupu je nejbližší práce Estrelli (1998), která vychází z analytického řešení jednoduchého modelu uzavřené ekonomiky s důrazem na osamostatnění vztahu mezi termínovým rozpětím a jím indikovanou veličinou.

Ačkoliv na zmíněnou literaturu v mnohém navazujeme, náš cíl a přístup se od uvedených studií liší. Cílem článku je zjistit, zda jsou indikační schopnosti termínového rozpětí dány strukturálně, nebo zda závisejí na způsobu chování centrální banky. Náš přístup je odlišný ve dvou bodech. Za prvé, zatímco všechny výše vyjmenované studie pracovaly s modely uzavřené ekonomiky, my zkoumáme vztah mezi časovou strukturou úrokových sazeb a ostatními makroekonomickými veličinami v modelu malé otevřené ekonomiky, konkrétně ekonomiky české. Za druhé, na rozdíl od zmíněných studií nezkoumáme postavení časové struktury v ekonomice analytickým řešením modelu, ale využíváme modelových simulací. Zbývajících text je organizován následovně. Ve druhé části nejprve představíme využívaný model. Ve třetí části budeme prostřednictvím modelových simulací zkoumat interakci mezi termínovým rozpětím, inflací a reálnou ekonomickou aktivitou. Simulace provedeme jak s modelem v základním tvaru, tak s jeho modifikovanými verzemi – které jsou pro zkoumání vlivu způsobu chování centrální banky na indikační schopnosti termínového rozpětí klíčové. Ve čtvrté části diskutujeme výsledky a shrneme závěry.

## 2. Model

Malý makroekonomický čtvrtletní model prezentovaný v této části článku je součástí skupiny modelů vycházejících z teorie monetárního cyklu. Jednotlivé rovnice byly koncipovány s důrazem na teoretické základy při zachování jednoduchosti celého systému a souladu s realitou české ekonomiky. Jednotlivé veličiny jsou odchylky od dlouhodobých rovnovážných úrovní. Vzhledem k tomu, že v této práci používáme model pouze pro simulace, zdržíme se diskuze determinace rovnovážných trendů. Níže představujeme jednotlivé behaviorální rovnice včetně kalibrace koeficientů. Celý model a všechny koeficienty přehledně shrneme na konci této části.

### 2.1 Agregátní poptávka

První rovnicí v systému je vztah vyjadřující determinaci reálné ekonomické aktivity:

$$y_t = \alpha_{11}y_{t-1} + \alpha_{12}R_{t-1} + \alpha_{13}y_{t-3}^* + \alpha_{14}q_{t-1} + shock_t^{IS} \quad (1)$$

Člen na levé straně rovnice  $y_t$  je meze českého HDP vypočtená jako rozdíl sezonně očištěného čtvrtletního reálného HDP a potenciálního HDP (modifikovaný Hodrickův-Prescottův filtr).<sup>2</sup> První člen na pravé straně rovnice je domácí meze výstupu zpožděná o jedno období  $y_{t-1}$ .<sup>3</sup> Druhý člen  $R_{t-1}$  reprezentuje o čtvrtletí zpožděnou (ex ante) reálnou úrokovou sazbu PRIBOR 1R deflovanou očekávanou inflací. Předpokládáme, že 80 % ekonomických subjektů formuje inflační očekávání adaptivně a 20 % racionálně (viz rovnice 10). Třetím členem v rovnici je německá meze výstupu  $y_{t-3}^*$ , jež aproximuje vliv zahraničního ekonomického cyklu zpožděný o tři čtvrtletí (HP-filtr). Čtvrtým členem v rovnici je reálný měnový kurz  $q_{t-1}$  zpožděný o jedno čtvrtletí. V našem modelu značí růst kurzu jeho depreciaci. Pracujeme s reálným kurzem CZK/DEM (od ledna 1999 ekvivalentní s vývojem eura) deflovaným CPI-inflací. Důvodem je jak struktura českého zahraničního obchodu, tak dostupnost konzistentních historických dat pro odhady. Posledním členem na pravé straně rovnice je poptávkový šok  $shock_t^{IS}$ .

Kalibrace koeficientů se opírala o OLS-odhad na datech za 3Q1994–1Q2001.<sup>4</sup> Získané koeficienty odpovídají ekonomické intuici. Vliv zahraniční poptávky  $\alpha_{13} = 0,47$  odráží vysokou důchodovou elasticitu českého čistého vývozu. Poloha reálných úrokových sazeb 1 p.b. nad jejich rovnovážnou trajektorií vede se zpožděním 1 čtvrtletí k poklesu mezery výstupu zhruba o pětinu p.b. ( $\alpha_{12} = -0,22$ ); téměř shodně působí poloha reálného kurzu ( $\alpha_{14} = 0,20$ ). Perzistence mezery výstupu  $\alpha_{11}$  byla odhadem zjištěna na úrovni 0,97. Vzhledem k tomu, že tato hodnota se zdála být příliš vysoká jak ve srovnání s jinými studiemi, tak z hlediska implikovaných dlouhodobých elasticit, kalibrovali jsme ji mírně níže na úrovni 0,9.

## 2.2 Agregátní nabídka

Rovnice dynamické agregátní nabídky („Phillipsovy křivky“) představuje spojení mezi nominálními a reálnými veličinami za předpokladu krátkodobé nepružnosti cen a mezd.

$$\pi_t = \alpha_{21}\pi_{t+4}^e + \alpha_{22}\pi_{t-1}^* + (1 - \alpha_{21} - \alpha_{22})(s_t - s_{t-1}) + \alpha_{23}y_t + shock_t^{PC} \quad (2)$$

<sup>2</sup> Konkrétně byla použita varianta HP-filtru podle Laxton-Rose-Xiu (LRX), jež umožňuje zohlednit expertně vloženou konečnou hodnotu mezery výstupu. Dále je nutné uvést terminologickou poznámku: u části české ekonomické obce se vžila představa, že meze výstupu označuje stav, kdy se aktuální HDP nachází pod svou potenciální hodnotou; v této stati však – v souladu s mezinárodní užití – meze výstupu nepřiznáváme a priori žádnou interpretaci a výše zmíněný stav pak značíme jako *zápornou* mezeru výstupu.

<sup>3</sup> Modely nové keynesiánské ekonomie, které vycházejí z dynamické optimalizace v podmínkách všeobecné rovnováhy, obsahují namísto tohoto členu naopak budoucí mezeru výstupu očekávanou v současnosti ( $E_t y_{t+1}$ ). Vzhledem k tomu, že některé implikace takové specifikace (například téměř nulová perzistence výstupu v případě poptávkových šoků) jsou v přímém rozporu s pozorovanými daty (celosvětově i v ČR), rozhodli jsme se upřednostnit princip realističnosti. Je ovšem nutné dodat, že tato oblast je v současnosti předmětem intenzivního výzkumu – viz např. McCallum (2001) nebo Fuhrer (2000).

<sup>4</sup> Koeficienty významné na standardních hladinách; upravené  $R^2 = 0,95$ ;  $LM(4) = 4,36$  a S.E. = 0,01.

Člen na levé straně rovnice ( $\pi_t$ ) představuje mezičtvrtletní anualizovanou inflaci CPI. První člen na pravé straně rovnice ( $\Pi_{t+4}^e$ ) značí současná očekávání budoucí meziroční inflace CPI (rovnice 10 níže) v horizontu 12 měsíců.<sup>5</sup> Druhý člen ( $\pi_{t-1}^*$ ) odpovídá zahraniční anualizované mezičtvrtletní inflaci se zpožděním 1 čtvrtletí, která je zde aproximována cenami průmyslových výrobců v Německu. Třetí člen ( $s_t - s_{t-1}$ ) představuje mezičtvrtletní změnu nominálního měnového kurzu CZK/DEM. Tyto dvě veličiny odrážejí vliv vnějšího prostředí na domácí cenový vývoj, přičemž německé PPI v sobě podle této specifikace zahrnují jak ceny meziproduktů vstupujících do tvorby domácích cen, tak ceny energetických surovin.<sup>6</sup> Důležité je, že předpokládáme lineární homogenitu v inflačních členech, tj. koeficienty u všech tří výše popsanych členů se sčítají do jedné. To vyjadřuje přesvědčení, že v dlouhém období je Phillipsova křivka vertikální a neexistuje tedy žádný dlouhodobý substituční vztah (*trade-off*) mezi inflací a růstem. Čtvrtým člen ( $y_t$ ) je mezera výstupu, která odráží inflační tlaky plynoucí z nadbytečné poptávky. Věříme, že současná mezera výstupu v sobě díky vysoké perzistenci reálné ekonomické aktivity obsahuje vliv minulé mezery výstupu, ale navíc umožňuje podchytit roli vpřed hledících ekonomických subjektů na determinaci cen. Poslední člen ( $shock_t^{PC}$ ) je nákladový cenový šok do Phillipsovy křivky.

Také při kalibraci této rovnice jsme vyšli z výsledků odhadu OLS.<sup>7</sup> Koeficienty rovnice (2) odhadnuté metodou OLS jsou v souladu s našim apriorním očekáváním a „stylizovanými fakty“ pro malé otevřené ekonomiky. Z „inflačních“ členů má nejvyšší vliv zahraniční inflace (0,46) spolu se změnou nominálního měnového kurzu (0,22). Inflační očekávání vstupují do rovnice (2) s očekávaným znaménkem (koeficient 0,32), nicméně při odhadech se ukázalo, že jsou jediným členem, který je na standardních hladinách významnosti nesignifikantní. Pro kalibraci jsme nakonec vybrali hodnotu, která nejen přesně odpovídá našemu původnímu odhadu, ale je zároveň ve shodě s mezinárodními zkušenostmi (Laxton – Scott, 2000). Odhady ukázaly, že cyklická poloha ekonomiky významně ovlivňuje inflaci. Konkrétně se ukázalo, že kladná mezera výstupu o velikosti 1 p.b. zvyšuje inflaci o 0,61 p.b.

## 2.3 Nepokrytá úroková parita

Další rovnice v našem čtvrtletním modelu malé otevřené ekonomiky specifikuje determinaci měnového kurzu podle arbitrážní podmínky nepokryté úrokové parity. Podmínka nekryté úrokové parity:

<sup>5</sup> Specifikace „délky“ inflačních očekávání vychází z předpokladu, že ceny a mzdy jsou v české ekonomice stanovovány s průměrně ročním výhledem.

<sup>6</sup> Dovezenou inflaci lze samozřejmě modelovat více způsoby. Alternativně by například bylo možné pracovat zvláště s dovozními cenami, s cenami energetických surovin a navíc ještě s kurzem CZK/USD, za který probíhá téměř veškerý obchod se surovinami. Věříme však, že naše specifikace vystihuje většinu „dovezené inflace“ a je zároveň jednodušší v tom, že odpadá nutnost zavádět dodatečné exogenní veličiny nebo se pokoušet modelovat vztah USD/EUR.

<sup>7</sup> Upravené  $R^2 = 0,42$ ; DW = 2,8 a S.E. = 0,03.

$$s_{t+1}^e - s_t = (I_t - I_t^* - disp_t) / 4$$

postuluje, že očekávaná změna měnového kurzu je rovna rozdílu současné domácí ( $I_t$ ) a zahraniční ( $I_t^*$ ) úrokové sazby snížené o rizikovou prémii (člen  $disp_t$ ).<sup>8</sup> Empirické práce zabývající se platností tohoto arbitrážního vztahu ukazují, že lze vysledovat období, kdy se hodnota měnového kurzu vychyluje od úrovně implikované úrokovým diferencíalem a rizikovou premií. Podle některých autorů by toto zjištění mohlo znamenat, že riziková premie se v čase výrazně mění. Podle našeho názoru sice není velká volatilita rizikové premie příliš realistickým předpokladem, nicméně souhlasíme s tím, že mohou existovat období, v jejichž průběhu se pohyby kurzu významně odchylují od parity implikované výše uvedenou rovnicí. Proto také chápeme rizikovou premii jako člen zachycující veškeré „disparity“ v pohybu kurzu (viz označení  $disp_t$ ).<sup>9</sup> Očekávaný měnový kurz modelujeme podobně jako očekávanou inflaci. Předpokládáme, že ekonomické subjekty na finančním trhu se dělí na skupinu s racionálními očekáváním ( $\alpha_{31}$ ) a na skupinu se zpět hledícími očekáváním ( $1 - \alpha_{31}$ ):

$$s_t = \alpha_{31} E_t s_{t+1} + (1 - \alpha_{31}) s_{t-1} - (I_t - I_t^* - disp_t) / 4 + shock_t^{UIP} \quad (3)$$

kde  $E_t$  značí modelově konzistentní (racionální) očekávání. Podíl racionálně uvažujících ekonomických subjektů ponecháváme na stejné úrovni jako na trhu zboží a nastavujeme  $\alpha_{31} = 0,2$ .<sup>10</sup>

## 2.4 Reakční funkce centrální banky

Klíčovým behaviorálním vztahem v našem malém makroekonomickém modelu je reakční funkce centrální banky, která vyjadřuje pohled ekonomických subjektů na vzorec chování centrální banky. Nepokoušíme se o explicitní odvození reakční funkce optimalizací na základě ztrátové funkce centrální banky a daného modelu, ale namísto toho předpokládáme standardní „vpřed hledící“ specifikaci – viz (Clarida et al., 1997) nebo (Woodford, 2000):

$$i_t = \alpha_{41} i_{t-1} + (1 - \alpha_{41}) [i_t^{eq} + \alpha_{42} (E_t \Pi_{t+4} - \Pi_{t+4}^{tar}) + \alpha_{43} y] + shock_t^{RF} \quad (4)$$

Na levé straně rovnice je krátkodobá nominální úroková sazba (zde modelována jako 3měsíční), na pravé straně rovnice je klíčový člen v hranaté

<sup>8</sup> Skutečnost, že pravá strana rovnice je vydělena 4, lze chápat jako anualizaci čtvrtletní změny měnového kurzu.

<sup>9</sup> Tyto disparity mohou být kromě rizikové premie dány různými vnějšími vlivy. Pro českou ekonomiku může takovýto vlivem být například prodej státního majetku, který způsobuje jednorázový příliv kapitálu. Tento příliv kapitálu se projeví v krátkodobě zvýšené poptávce po domácí měně, což má za následek apreciaci spotového kurzu bez toho, že by došlo ke změně úrokového diferencíálu nebo rizikové premie.

<sup>10</sup> Na jedné straně je sice pravděpodobné, že účastníci finančního trhu jsou více vpřed hledící než běžní spotřebitelé (Isard – Laxton, 2000). Na druhé straně je ale známou skutečností, že odhady budoucích měnových kurzů jsou velmi obtížné a řada empirických prací ukazuje, že nejlepší metodou odhadu kurzu často bývá naivní „náhodná procházka“.



závorce. Kromě rovnovážné nominální úrokové sazby (rovnice 11) obsahuje závorka mezeru výstupu a odchylku inflační predikce centrální banky od inflačního cíle (tzv. mezeru inflace). Důležité je, že inflační predikce centrální banky jsou plně modelově konzistentní ( $E_t \Pi_{t+4}$ ), čímž se liší od predikcí ostatních ekonomických subjektů v ekonomice (viz rovnice 10). Reakční funkce je dále doplněna o úrokové sazby zpožděné o jedno čtvrtletí ( $i_{t-1}$ ). Tato specifikace reflektuje empirický poznatek, že úrokové sazby jsou poměrně perzistentní. Jejich perzistence vyplývá z tzv. „vyhlazování“ úrokových sazeb, které bývá zdůvodňováno snahou CB nedestabilizovat finanční trh či strachem centrálních bankéřů ze „ztráty tváře“ v případě příliš častých změn úrokových sazeb (Lowe – Ellis, 1997). Důležitým důvodem jsou zřejmě také nejistoty v měnověpolitickém rozhodování, které způsobují opatrnější „dávkování“ opatření.<sup>11</sup>

Při prvotním nastavení velikosti koeficientů  $\alpha_{41}$ ,  $\alpha_{42}$ ,  $\alpha_{43}$ , které se bude později v simulacích měnit, vycházíme z empirických výsledků práce Claridy et al. (1997). Zatímco Taylorovo (1993) pravidlo pracuje ve své původní podobě s koeficienty 1,5 u rozdílu *současné* inflace od cíle a 0,5 u mezery výstupu, zmínění autoři docházejí pro Německo, Japonsko, USA, Velkou Británii, Francii a Itálii k následujícím závěrům: Koeficient „vyhlazování sazeb“ ( $\alpha_{41}$ ) shledávají v rozmezí 0,9–0,95, koeficient u rozdílu *očekávané* inflace od cíle ( $\alpha_{42}$ ) v rozmezí 0,9–2,04 a koeficient u mezery výstupu ( $\alpha_{43}$ ) zhruba v rozmezí 0,19–0,88. Naše prvotní simulace realizujeme s následujícím nastavením koeficientů:  $\alpha_{41} = 0,8$ ;  $\alpha_{42} = 2$  a  $\alpha_{43} = 0,9$ . Začínáme tedy s mírně nižší váhou u vyhlazování sazeb. Váha u inflační mezery je na horní hranici uvedených empirickým závěrů. To reflektuje větší „agresivitu“ CB spojenou se snahou o rychlé vybudování kredibility, která byla empiricky pozorována u některých centrálních bank při změně měnového režimu z cílování peněžní zásoby na cílování inflace. Prvotní hodnotu koeficientu u mezery výstupu stanovujeme mírně nad horní hranici intervalu pozorovaného ve zmíněné práci. Tato hodnota by měla odrážet snahu CB malých otevřených ekonomik o implicitní cílování udržitelné úrovně vnější nerovnováhy.

## 2.5 Teorie očekávání – determinace dlouhodobých úrokových sazeb

Tento vztah má v našem modelu důležitou roli, neboť způsob, jakým ekonomické subjekty formují svá očekávání ohledně budoucích dlouhodobých sazeb, je pro zkoumání vypovídací schopnosti termínového rozpětí určující. Předpokládáme následující rovnici:

$$I_t = \alpha_{51}i_t + (1 - \alpha_{51})(i_t + E_t i_{t+1} + E_t i_{t+2} + E_t i_{t+3})/4 + z_t \quad (5)$$

kde výše koeficientu  $\alpha_{51}$  aproximuje podíl ekonomických subjektů, které tvoří svá očekávání o budoucích krátkodobých sazbách adaptivně. V pří-

<sup>11</sup> Lansing (2001) velmi zajímavě argumentuje, že empiricky pozorovaná perzistence krátkodobých nominálních sazeb je dána neschopností centrálních bankéřů rozpoznat změny v trendovém růstu potenciálního výstupu.

padě, že  $\alpha_{51} = 0$ , kolabuje rovnice (5) do teorie očekávání. Poslední člen ( $z_t$ ) reprezentuje rizikovou (termínovou, likvidní) prémii, která je dána autoregresivním vztahem:

$$z_t = \alpha_{52} z_{t-1} + \text{shock}_t^{TS} \quad (6)$$

kde  $\text{shock}_t^{TS}$  je šok do rizikové premie a koeficient  $\alpha_{52}$  označuje míru jeho perzistence.

Empirické testování funkčnosti teorie očekávání je v literatuře poměrně vděčné téma. Výsledky jsou však rozporuplné – některé práce její platnost vyvracejí, jiné potvrzují. Jak ukazují např. Bekaert, Hodrick a Marshall (1997), mnoho autorů testuje teorii očekávání nesprávně. Alternativní důvody, proč teorie očekávání empiricky selhává, nabízejí (Mankiw – Miron, 1986) a (McCallum, 1994). Obě studie zkoumají vliv měnové politiky na platnost teorie očekávání. V centru jejich pozornosti je vyhlazování sazeb, které je příčinou vysoké autokorelace krátkodobých sazeb. Ta může způsobovat pozorovaný vysoký vliv současných krátkodobých sazeb na současně dlouhodobé sazby, resp. v současnosti očekávané budoucí krátkodobé sazby (tj. koeficient  $\alpha_{51}$  v našem modelu). Mankiw a Miron dokonce docházejí na základě této argumentace a empirických testů k závěru, že teorie očekávání přestala fungovat po vzniku Fed v roce 1914. Tyto výsledky podle našeho názoru potvrzují užitečnost modelového zkoumání interakce mezi teorií očekávání a chováním měnové apolitiky. Pro účely simulací kalibrujeme koeficient  $\alpha_{51}$  podle zjištění Kotlána (1999c), který nebyl schopen na základě srovnání skutečných dlouhodobých sazeb se sazbami implikovanými současným termínovým rozpětím platnost teorie očekávání vyvrátit. Nastavujeme  $\alpha_{51} = 0$  a zároveň  $\alpha_{52} = 0$ .

## 2.6 Identity, očekávání a exogenní veličiny

Rovnice (7) a (8) představují identity determinace dlouhodobých reálných úrokových sazeb a reálného měnového kurzu. Rovnice (9) slouží k transformaci mezičtvrtletní inflace na inflaci meziroční. Rovnice (10) popisuje proces tvorby inflačních očekávání všech ekonomických subjektů kromě centrální banky (ta tvoří plně racionální inflační očekávání). Rovnice (11) je identitou určující krátkodobou rovnovážnou nominální sazbu jako součet příslušné reálné sazby a inflačního cíle (pro zjednodušení předpokládáme v simulacích u obou nulovou hodnotu). Rovnice (12) determinuje výši termínového rozpětí jako rozdíl mezi dlouhodobou nominální úrokovou sazbou (1Y PRIBOR) a krátkodobou nominální úrokovou sazbou (3M PRIBOR). Co se týče exogenních veličin, nepokoušíme se nijak explicitně modelovat jejich vývoj ani vzájemný vztah. Pro zjednodušení předpokládáme, že zahraniční inflace, mezera výstupu a jednoróční úrokové sazby se vyvíjejí nezávisle na sobě. V rovnicích 13–15 specifikujeme jejich determinaci prostřednictvím autoregresního procesu se stochastickou složkou s nulovou střední hodnotou, která představuje zároveň případný šok do těchto zahraničních veličin. Autoregresní koeficient nastavujeme ad hoc na 0,5 u inflace a mezery výstupu a na 0,8 u dlouhodobých nominálních úrokových sazeb.



## 2.7 Shrnutí modelových rovnic a výchozích koeficientů

Níže přehledně shrnujeme modelové rovnice a výchozí hodnoty koeficientů. Charakteristiky modelu jsme ověřovali provedením sérií simulací reakce modelu na standardní neočekávané šoky velikosti 1 p.b. a trvání 1 čtvrtletí. Simulovali jsme poptávkový a nabídkový (*cost-push*) šok a dále šoky do zahraniční inflace, měnového kurzu a instrumentu centrální banky (měnový šok). Výsledné odezvy základních veličin jsou v souladu s naší intuicí ohledně chování české ekonomiky a se srovnatelnými modely malé otevřené ekonomiky v ČNB i jinde (např. Svensson, 2000). Odezvy ve formě odchylek v procentních bodech od rovnovážných hodnot jsou shrnuty v *grafech A1–A5 v Příloze*.

$$y_t = \alpha_{11}y_{t-1} + \alpha_{12}R_{t-1} + \alpha_{13}y_{t-3}^* + \alpha_{14}q_{t-1} + shock_t^{IS} \quad (1)$$

$$\pi_t = \alpha_{21}\Pi_{t+4}^e + \alpha_{22}\pi_{t-1}^* + (1 - \alpha_{21} - \alpha_{22})(s_t - s_{t-1})/4 + \alpha_{23}y_t + shock_t^{PC} \quad (2)$$

$$s_t = \alpha_{31}E_t s_{t+1} + (1 - \alpha_{31})s_{t-1} - (I_t - I_t^* - disp_t)/4 + shock_t^{UIP} \quad (3)$$

$$i_t = \alpha_{41}i_{t-1} + (1 - \alpha_{41})[i_t^{eq} + \alpha_{42}(E_t\Pi_{t+4} - \Pi_{t+4}^{tar}) + \alpha_{43}y] + shock_t^{RF} \quad (4)$$

$$I_t = \alpha_{51}i_t + (1 - \alpha_{51})(i_t + E_t i_{t+1} + E_t i_{t+2} + E_t i_{t+3})/4 + z_t \quad (5)$$

$$z_t = \alpha_{52}z_{t-1} + shock_t^{TS} \quad (6)$$

$$R_t = I_t - \Pi_{t+4}^e \quad (7)$$

$$q_t = q_{t-1} + s_t - s_{t-1} - \pi_t/4 + \pi_t^*/4 \quad (8)$$

$$\Pi_t = (\pi_t + \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3})/4 \quad (9)$$

$$\Pi_{t+4}^e = \beta_{11}\Pi_{t-1} + (1 - \beta_{11})E_t\Pi_{t+4} \quad (10)$$

$$i_t^{eq} = r_t^{eq} + \Pi_{t+4}^{tar} \quad (11)$$

$$spread_t = I_t - i_t \quad (12)$$

$$\pi_t^* = \gamma_{13}\pi_{t-1}^* + shock_t^{\pi^*} \quad (13)$$

$$y_t^* = \gamma_{14}y_{t-1}^* + shock_t^{y^*} \quad (14)$$

$$I_t^* = \gamma_{15}I_{t-1}^* + shock_t^{I^*} \quad (15)$$

## 3. Termínové rozpětí jako indikátor

V první části článku jsme diskutovali motivaci pro zvolený přístup a v předchozí části představili model. Nyní přikročíme k modelovým simulacím ve snaze zodpovědět otázku vyřčenou v úvodu: jsou indikační

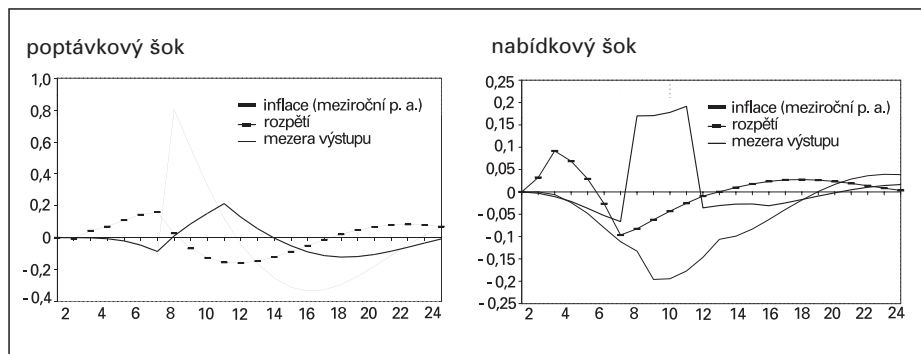
TABULKA 1

koeficient	hodnota (standardní odchylka v případě odhadu)	význam	rovnice
$\alpha_{11}$	0,90*	perzistence mezery výstupu	(1) agregátní poptávka (IS-křivka)
$\alpha_{12}$	-0,22 (0,08)	dlouhodobá reálná úroková sazba	
$\alpha_{13}$	0,47 (0,26)	zahraniční mezera výstupu	
$\alpha_{14}$	0,20 (0,05)	reálný měnový kurz	
$\alpha_{21}$	0,32*	inflační očekávání	(2) agregátní nabídka (Phillipsova křivka)
$\alpha_{22}$	0,46 (0,32)	zahraniční inflace	
$(1 - \alpha_{21} - \alpha_{22})$	0,22	dynamika nominálního kurzu	
$\alpha_{23}$	0,61 (0,28)	mezera výstupu	
$\alpha_{31}$	0,2	podíl modelově konzistentních očekávání	(3) nepokrytá úroková parita
$\alpha_{41}$	0,8	vyhlazování úrokových sazeb	(4) reakční funkce centrální banky
$\alpha_{42}$	2	inflační mezera	
$\alpha_{43}$	0,9	mezera výstupu	
$\alpha_{51}$	0	podíl zpět hledících ekonomických subjektů v (5)	(5) teorie očekávání
$\alpha_{52}$	0	perzistence šoku do rovnice (5)	(6) šok do rovnice (5)
$\beta_{11}$	0,8	podíl zpět hledících ekonomických subjektů v (10)	(10) inflační očekávání
$\gamma_{13}$	0,5	autoregresivní koeficient v (13)	(13) zahraniční inflace
$\gamma_{14}$	0,5	autoregresivní koeficient v (14)	(14) zahraniční mezera výstupu
$\gamma_{15}$	0,8	autoregresivní koeficient v (15)	(15) zahraniční dlouhodobé úrokové sazby

poznámka: \* kalibrováno na základě odhadu OLS

schopnosti termínového rozpětí dány strukturálně, nebo závisejí na způsobu chování centrální banky? Konkrétně budeme sledovat reakce vybraných makroekonomických veličin na různé typy šoků v závislosti na rozdílné specifikaci chování centrální banky. Zkoumání charakteristik modelu se obvykle realizuje tak, že model vystavíme sérii neočekávaných šoků (viz také simulace v *Příloze*). V této části budeme ale simulovat reakce zmíněných veličin na sérii *očekávaných šoků*.<sup>12</sup> Důvodem je náš cíl

<sup>12</sup> Z čistě sémantického pohledu může spojení „očekávaný šok“ vypadat jako protimluv. Šokem však v jazyce makroekonomického modelování máme obecně na mysli událost, která dočasně posune systém z rovnováhy. V realitě samozřejmě existují jak neočekávané šoky (růst cen ropy, devalvace měny), tak šoky očekávané (změna daní, deregulace cen).



zkoumat reakce současného nastavení termínového rozpětí na očekávaný budoucí ekonomický vývoj. Právě simulace očekávaných šoků se jeví jako vhodné východisko, protože vpřed hledící ekonomické subjekty mohou na očekávané budoucí postavení ekonomiky reagovat s předstihem. Níže zkoumáme reakce inflace, reálné ekonomické aktivity (mezery výstupu) a termínového rozpětí na poptávkový a nabídkový šok velikosti 1 p.b. a trvání 1 čtvrtletí. Modelový systém vždy vystavujeme šokům 2 roky po zahájení simulací, což je vzhledem ke specifikaci vpřed hledících rovnic časový horizont dostatečně dlouhý. Odezvy vybraných veličin jsou vždy zobrazeny ve formě odchylek v procentních bodech od rovnovážných hodnot.

### 3.1 Základní tvar modelu

Nejprve budeme zkoumat simulaci šoků v modelu v základním tvaru, tedy s výchozími koeficienty specifikovanými v předchozí části článku. Výsledky těchto simulací budou dále sloužit jako určité měřítko, se kterým budeme srovnávat výsledky simulací s modifikovaným tvarem modelu. *Graf 1* ukazuje trajektorii veličin v reakci na očekávaný poptávkový a nabídkový šok.

Diskutujme nejprve reakci ekonomiky na očekávaný poptávkový šok. Před skutečnou realizací šoku lze na grafu pozorovat mírný pokles mezery výstupu i inflace. Tento pokles je dán restriktivními měnovými podmínkami, které vyvolává jednak očekávání budoucí reakce centrální banky na pozitivní poptávkový šok (růst dlouhodobých sazeb) a jednak očekávání nárůstu inflace (apreciace reálného měnového kurzu). V 8. čtvrtletí dochází vlivem šoku ke skokovému růstu mezery výstupu, který je však díky značné perzistenci reálné ekonomické aktivity mírně nižší než skutečná velikost šoku (1 p.b.). Spolu s poptávkovými tlaky narůstá se zpožděním i meziroční inflace (mezičtvrtletní okamžitě). Vzhledem k reakci centrální banky je však šok postupně eliminován a po určitém „přestřelování“ dochází ke konci sledovaného období ke konvergenci veličin směrem k rovnovážnému stavu. Vývoj termínového rozpětí je dán očekávanými trhu ohledně budoucích reakcí měnové politiky (dlouhodobé sazby) a skutečnou reakcí centrální banky

(krátkodobé sazby). Jak ekonomické subjekty očekávají realizaci poptávkového šoku, dochází nejprve k růstu termínového rozpětí a poté od 7. čtvrtletí vlivem očekávání uvolnění restrikce a skutečného zvýšení krátkodobých sazeb k jeho poklesu. Indikační schopnosti rozpětí se potvrzují, a to jak ve vztahu k budoucí ekonomické aktivitě (cca 3 čtvrtletí), tak k budoucí inflaci (5–6 čtvrtletí).

Pravá část grafu 1 ukazuje reakci veličin na nabídkový šok stejných charakteristik. V pozorované meziroční inflaci je šok velikosti 1 p.b. rozložen v delším období. Očekávaná měnová restrikce je opět v důsledku růstu inflace silně podporována apreciací reálného měnového kurzu. To vede k propadu reálného výstupu s dezinflačními konsekvencemi. Reakce krátkodobých sazeb centrální banky proto nemusí být natolik agresivní jako v případě poptávkového šoku. Přesto je ale v důsledku vysoké váhy inflace v reakční funkci centrální banky trajektorie termínového rozpětí kvalitativně podobná. Termínové rozpětí si zachovává indikační schopnosti vzhledem k inflaci, ale není již schopno indikovat vývoj reálného výstupu. Vzhledem k tomu, že nabídkový šok působí na inflaci a výstup opačným směrem, je však logické, že rozpětí nemůže být dobrým indikátorem obou veličin.

## 3.2 Změna chování centrální banky

Po simulaci modelu v jeho základním tvaru, který by měl nejbližší odpovídat realitě české ekonomiky, přejdeme nyní ke zkoumání toho, zda může být indikační schopnost termínového rozpětí ovlivněna různým chováním centrální banky.

### 3.2.1 Vyhlazování úrokových sazeb

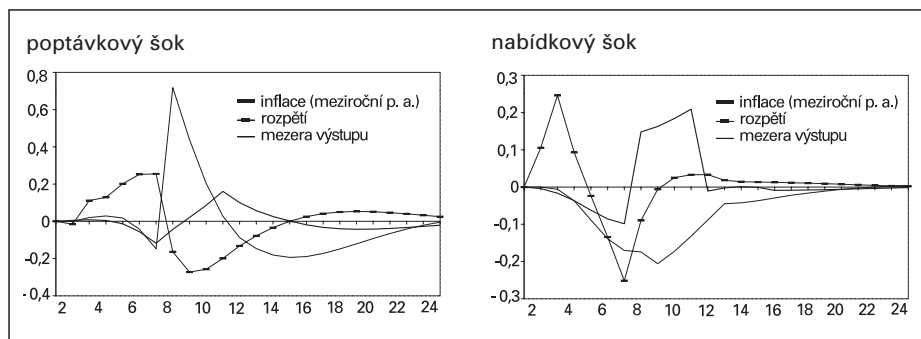
Nejprve budeme modifikovat intenzitu, se kterou centrální banky „vyhlazují“ průběh krátkodobých nominálních úrokových sazeb. Budeme předpokládat, že se centrální banka odhodlala od nynějška realizovat aktivnější měnovou politiku.<sup>13,14</sup> Naši první modifikací představeného modelu je proto změna koeficientu „vyhlazování“ v rovnici (4). Konkrétně jsme snížili koeficient  $\alpha_{41}$  v rovnici reakční funkce z 0,8 na 0,4. Výsledky simulací poptávkového a nabídkového šoku nabízí *graf 2*.

Důsledkem flexibilnější měnové politiky pro trajektorii inflace (u obou šoků) a mezery výstupu (u poptávkového šoku) v reakci na šok je jejich nižší volatilita kolem rovnovážných hodnot ve srovnání se základním tva-

<sup>13</sup> Určitá paralela se zde nabízí také v realitě České národní banky. Bankovní rada v nedávné minulosti opakovaně diskutovala optimální míru flexibility své měnové politiky. Viz zápisy z jednání Bankovní rady z února a června 2001.

<sup>14</sup> Specifický důvod pro „vyhlazování“ sazeb v tranzitivních ekonomikách může být dán velkými pohyby spekulativního kapitálu, které indukuje kladný úrokový diferenciál. Obvykle v těchto situacích panuje poměrně nejistá představa o „mezni výši“ úrokového diferenciálu, jejíž překročení může odstartovat rychlé pohyby spekulativního kapitálu s korespondujícím dopadem na úroveň měnového kurzu. Intenzivní „vyhlazování“ sazeb pak může být při poklesu úrokového diferenciálu (např. z důvodů úspěšné dezinflace) nahrazeno aktivnější měnovou politikou.

GRAF 2 Nižší vyhlazování úrokových sazeb

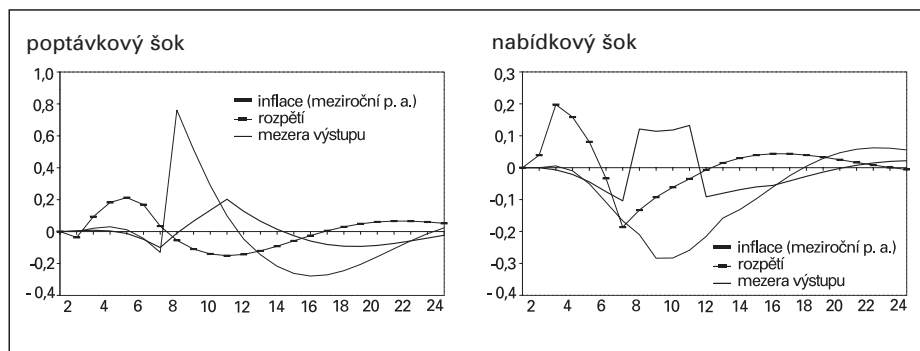


rem modelu. Tvůrci měnové politiky jsou méně svázáni předchozím nastavením úrokové sazby a dokáží proto rychleji a důrazněji eliminovat následky šoků. Naopak krátkodobé úrokové sazby jsou logicky více volatilní, což se přenáší i do termínového rozpětí. Indikační schopnost rozpětí, pokud jde o budoucí míru inflace (5–6 čtvrtletí), zůstává zachována.

### 3.2.2 Větší váha kladená na inflační mezeru

Chování centrální banky může být dále modifikováno podle váhy kladené v reakční funkci na stabilizaci inflace a na stabilizaci mezery výstupu. Jaký může být vliv této modifikace na vztah mezi termínovým rozpětím a budoucí inflací, resp. reálnou ekonomickou aktivitou? Předpokládejme, že existují dvě země, jejichž centrální banky mají různé reakční funkce. Centrální banka v zemi A nastavuje úrokové sazby pouze s ohledem na budoucí vývoj inflace, zatímco centrální banka v zemi B se při stanovování sazeb zajímá pouze o vývoj mezery výstupu. Předpokládejme dále, že obě země v budoucnu postihne (očekávaný) nabídkový šok, který by bez reakce měnové politiky vedl k růstu inflace a poklesu výstupu. Příkladem takového šoku může být zvýšení nepřímých daní, které vláda naplňuje s předstihem dvou let. Jak se změní sklon výnosové křivky – tedy termínové rozpětí – v zemi A a v zemi B poté, co vláda oznámí budoucí zvýšení daní, tj. budoucí nepříznivý nabídkový šok? Ekonomické subjekty v zemi A budou na základě znalostí chování své centrální banky očekávat budoucí zvýšení úrokových sazeb s cílem utlumit inflační tlaky vyvolané růstem nepřímých daní. Očekávání o budoucí restrikcii povede k růstu současných dlouhodobých úrokových sazeb, ke strmějšímu sklonu výnosové křivky, a tedy k růstu termínového rozpětí. Naopak ekonomické subjekty v zemi B jsou si vědomy toho, že jejich centrální banka bere při nastavování měnové politiky v potaz pouze vývoj reálného hospodářského výstupu. Očekávají proto logicky akomodaci nepříznivých důsledků nabídkového šoku pomocí měnové expanze. Současné dlouhodobé sazby, a tím i rozpětí budou pravděpodobně klesat. Tato jednoduchá úvaha jasně ukazuje, že indikační schopnosti termínového rozpětí mohou záviset na (ekonomickými subjekty očekávaném)

GRAF 3 Větší váha na inflační mezeru



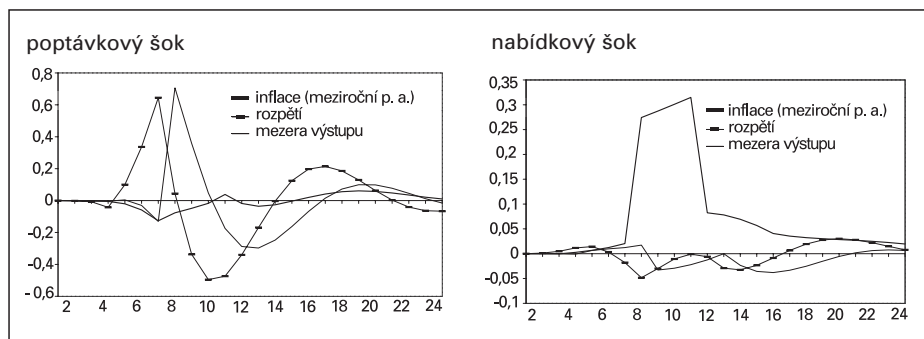
chování centrální banky. Pokud měnová politika nastavuje sazby pouze s ohledem na očekávaný vývoj inflace, měla by změna rozpětí podle tohoto jednoduchého příkladu indikovat budoucí vývoj inflace, nikoliv výstupu. Naopak v zemi, kde se měnová politika řídí pouze vývojem výstupu, by měla podle této logiky změna termínového rozpětí indikovat budoucí změnu výstupu. Následující simulace nám pomohou zkoumat udržitelnost této jednoduché hypotézy.

Pokusme se nejprve analyzovat situaci, kdy v reakční funkci centrální banky figuruje pouze inflace, resp. rozdíl inflace od inflačního cíle (mezera inflace), ale nikoliv reálný výstup. V simulacích proto nastavujeme koeficient u mezery výstupu ( $\alpha_{43}$ ) v rovnici reakční funkce (4) roven nule. Pro přehledné zobrazení výsledků simulací zároveň zvyšujeme hodnotu koeficientu u inflační mezery, konkrétně nastavujeme  $\alpha_{42} = 5$  a  $\alpha_{43} = 0$  – viz graf 3.

Při porovnání výsledných trajektorií všech tří veličin s výsledky simulací u základního modelu (graf 1) zjišťujeme v odezvě na poptávkový šok téměř shodný průběh. Důvodem je skutečnost, že mezera výstupu ovlivňuje prostřednictvím rovnice dynamické agregátní nabídky inflaci, a proto i centrální banka, která ve své reakční funkci dává výstupu explicitně nulovou váhu, ve skutečnosti výstup implicitně cíluje. Navíc model v základním tvaru klade v reakční funkci na inflační mezeru – v porovnání s mezerou výstupu – více než dvojnásobnou váhu. Při porovnání reakcí na nabídkový šok již ovšem zjišťujeme průběh odlišný. Pokles výstupu způsobený nabídkovým šokem již není pro centrální banku „problémem“, ale naopak je vítán, neboť pomáhá tlumit inflační tlaky. Ekonomické subjekty jsou si toho vědomy a očekávaná měnová restrikce je tudíž větší. Druhým důvodem pro volatilnější průběh termínového rozpětí – ve srovnání se základní modelovou simulací – je možnost flexibilněji měnit nastavení krátkodobých úrokových sazeb, a to i přesto, že stupeň „vyhlazování“ je v obou případech (grafy 1 a 3) stejný. Možnost flexibilnější reakce je dána tím, že „odpadla“ starost o reálný výstup. Konkrétně centrální banka nemusí být nyní připravena korigovat svou politiku v opačném směru – což při vysokém stupni



GRAF 4 Větší váha kladená na mezeru výstupu



perzistence sazeb ve skutečnosti vyžadovalo méně agresivní politiku ve směru expanze i restriktce. Indikační schopnost termínového rozpětí vzhledem k budoucí inflaci zůstává v případech obou šoků kvalitativně zachována.

### 3.2.3 Větší váha kladená na mezeru výstupu

V této části budeme sledovat, jak se změni indikační schopnost termínového rozpětí v případě, kdy centrální banka nastavuje svou měnovou politiku pouze s ohledem na vývoj mezery výstupu. Pro zodpovězení této otázky jsme v simulacích nastavili váhu u inflace v reakční funkci ( $\alpha_{42}$ ) na nulu a pro větší přehlednost jsme zvýšili váhu u mezery výstupu. Nastavujeme  $\alpha_{42} = 0$  a  $\alpha_{43} = 5$ . Výsledky nabízí *graf 4*.

Při prozkoumání trajektorií jednotlivých veličin na grafu 4 se ukazuje následující: V případě, kdy centrální banka nastavuje sazby pouze s ohledem na mezeru výstupu, je termínové rozpětí dobrým indikátorem budoucí ekonomické aktivity. Podstatné je, že tento závěr platí jak při poptávkovém, tak při nabídkovém šoku. Zároveň lze pozorovat změnu horizontu, se kterým změna rozpětí indikuje budoucí změnu výstupu. Zatímco v základním tvaru modelu bylo mezi změnou rozpětí a změnou mezery výstupu (u poptávkového šoku) pozorováno zpoždění cca 3 čtvrtletí, v tomto případě je rozpětí optimálním indikátorem výstupu v horizontu cca 2 čtvrtletí. Tento výsledek je při pohledu na reakční funkci centrální banky logický: zatímco totiž na inflaci reaguje měnová politika s předstihem 4 čtvrtletí, na výstup reaguje ve stejném období. Prvotní restriktce ve spojení s nastávajícími šoky je tudíž ekonomickými subjekty očekávána mnohem později. Jak je z grafu 4 dále patrné, termínové rozpětí ztrácí indikační schopnost pro budoucí vývoj inflace.

## 4. Shrnutí závěrů a diskuze

Výsledky simulací přehledně shrnuje *tabulka 2*. Její první sloupec charakterizuje typ simulace a druhý sloupec ukazuje hodnotu modifikova-

TABULKA 2 Shrnutí závěrů simulací

model	změněné koeficienty	rozpětí indikuje inflaci (předstih ve čtvrtletí)		rozpětí indikuje výstup (předstih ve čtvrtletí)	
		poptávkový šok koeficient ( $R^2$ )	nabídkový šok koeficient ( $R^2$ )	poptávkový šok koeficient ( $R^2$ )	nabídkový šok koeficient ( $R^2$ )
základní	původní	ano (5–6)		ne	
		0,88 (0,79)	0,88 (0,17)		
nižší vyhlazování	$\alpha_{41} = 0,4$	ano (5–6)		ne	
		0,23 (0,33)	0,39 (0,07)		
vyšší váha na inflační mezeru	$\alpha_{42} = 5$ $\alpha_{43} = 0$	ano (5–6)		ne	
		0,71 (0,81)	0,66 (0,63)		
vyšší váha na mezeru výstupu	$\alpha_{42} = 0$ $\alpha_{43} = 5$	ne		ano (2)	
				0,68 (0,69)	0,76 (0,43)

ných koeficientů modelu využitých pro danou simulaci. Třetí sloupec shrnuje indikační schopnost termínového rozpětí vzhledem k inflaci a čtvrtý sloupec vzhledem k reálné ekonomické aktivitě. Výsledky prezentujeme pro rychlou orientaci v jednoduché formě ano/ne (tj. indikuje/neindikuje budoucí vývoj dané veličiny) s optimálním horizontem v závorce. V případě pozitivního výsledku jsme dále pro přibližné kvantitativní uchopení vztahu mezi současným termínovým rozpětím a budoucí inflací nebo ekonomickou aktivitou provedli sérii OLS-regresí datových řad získaných simulacemi. Vysvětlovanou veličinou byla vždy inflace nebo ekonomická aktivita, vysvětlující veličinu tvořilo vždy termínové rozpětí. Pro stručnost uvádíme pouze výsledný koeficient vysvětlující proměnné (vždy signifikantní na standardních hladinách významnosti) a v závorce koeficient determinace. Koeficient vysvětlující proměnné ukazuje, jaký je konkrétní číselný vztah mezi termínovým rozpětím a vybranou veličinou, tj. jakou úroveň indikované veličiny lze v daném horizontu očekávat při výši rozpětí 1 p.b. Koeficient determinace ( $R^2$ ) aproximuje, jak dobře je rozpětí schopno danou veličinu indikovat.

Simulace s modelem v základním tvaru shrnuje první řádek tabulky. Výsledky ukazují, že termínové rozpětí dokáže v české ekonomice – tak jak ji zachycuje náš model – indikovat budoucí míru inflace s předstihem 5–6 čtvrtletí. Získané koeficienty vedou k závěru, že rozdíl mezi dlouhodobou a krátkodobou úrokovou sazbou (1Y PRIBOR–3M PRIBOR) o velikosti 1 p.b. značí, že ekonomické subjekty očekávají inflaci v horizontu 5–6 čtvrtletí cca 0,9 p.b. nad její rovnovážnou hodnotou danou inflačním cílem. Při nižším vyhlazování úrokové sazby centrální banky (druhý řádek tabulky), tedy při více aktivistické měnové politice, indikační schopnost termínového rozpětí pro budoucí inflaci slábne (viz koeficienty determinace). Tento výsledek není překvapivý. Pokud jsou si ekonomické subjekty vědomy skutečnosti, že centrální banka bude na případné změny ekonomického pro-

středí reagovat flexibilněji, potom se termínové rozpětí stává volatilnějším. Vzhledem k tomu, že s flexibilnější reakcí měnové politiky se v našem modelu naopak snižuje volatilita inflace a výstupu, projeví se nižší vyhlazování v poklesu pevnosti vazby mezi rozpětím a těmito veličinami, tj. v oslabení indikační schopnosti termínového rozpětí.

Dále jsme experimentovali s vahami kladenými v reakční funkci na mezeru inflace a mezeru výstupu. Výsledky ukazují, že pokud měnová politika reaguje úrokovými sazbami pouze na budoucí odchylku inflace od inflačního cíle, je termínové rozpětí dobrým indikátorem budoucí inflace. Kvantitativně nedochází k výrazným změnám, vztah se zdá ještě robustnější než při simulacích v základním tvaru modelu. Naopak v případě, že se centrální banka při nastavování měnové politiky ohlíží pouze na mezeru výstupu, termínové rozpětí budoucí inflaci indikovat nedokáže. Zato v tomto případě indikuje budoucí vývoj reálného výstupu: velikost rozpětí ve výši 1 p.b. indikuje v horizontu 2 čtvrtletí úroveň mezery výstupu cca 0,7–0,8 p.b. nad jeho rovnovážnou (nulovou) hodnotou.

Naše závěry lze shrnout následovně:

1. Indikační schopnost termínového rozpětí vzhledem k budoucí inflaci a reálné ekonomické aktivitě není univerzální, ale závisí na chování centrální banky.
2. Indikační schopnost vzhledem k inflaci roste s tím, jak roste váha inflační mezery v reakční funkci CB. Podobně s růstem váhy kladené v reakční funkci na stabilizaci cyklického vývoje reálné ekonomické aktivity roste indikační schopnost rozpětí vzhledem k budoucímu reálnému výstupu.
3. V případě české ekonomiky indikuje termínové rozpětí mezi roční a tříměsíční sazbou PRIBOR ve výši 1 p.b. budoucí úroveň inflace v horizontu 6 čtvrtletí téměř 1 p.b. nad daným inflačním cílem.

Ačkoliv závěry naznačují, že termínové rozpětí je dobrým indikátorem budoucí inflace, zůstává otázkou, nakolik mohou být informace obsažené v termínovém rozpětí užitečné při realizaci měnové politiky. Na první pohled by se mohlo zdát, že „predikce“ inflace, kterou termínové rozpětí poskytuje, může představovat jeden ze vstupů měnověpolitického rozhodování. Koneckonců mnoho centrálních bank věnuje sledování časové struktury úrokových sazeb velkou pozornost. Zároveň je ale dostatečně dobře známo varování Lucase (1976) či Goodharta (1981), že rozhodnutí hospodářské politiky by neměla záviset na žádné veličině, kterou výrazně ovlivňují očekávání veřejnosti. V případě, že je vztah mezi budoucí inflací a termínovým rozpětím dán očekáváním ekonomických subjektů a měnová politika by zároveň na vývoj termínového rozpětí reagovala s cílem ovlivnit budoucí inflaci, je pravděpodobné, že tato reakce by vedla ke změně očekávání ekonomických subjektů, což by se naopak projevilo v poklesu indikační schopnosti termínového rozpětí. Z tohoto důvodu si centrální banka vždy musí být vědoma toho, že informace získané z očekávání trhů jsou pouze doplňkové a že bez střednědobého strukturálního modelu není ve vpřed hledícím systému, jakým je režim cílování inflace, úspěšné provádění měnové politiky dlouhodobě možné. Indikátory mohou sloužit například k vyhodnocování stupně porozumění trhů měnové politice, k vyhod-

nocování míry, s jakou jsou opatření přijímána a očekávána, a podobně. Domníváme se však, že tržní indikátory by v měnověpolitickém rozhodování centrální banky výrazný vliv mít neměly.

Závěrem je vhodné diskutovat výzvy a možnosti pro další výzkum v oblasti. Ačkoliv se domníváme, že přístup prezentovaný v tomto článku nabízí určitý pokrok ve srovnání s dosavadními přístupy zkoumání predikční či indikační schopnosti časové struktury úrokových sazeb, jsou nám známa také jeho omezení. Za prvé, analýzu robustnosti indikačních schopností termínového rozpětí s ohledem na modifikace chování ekonomických subjektů by bylo možné různými způsoby rozšířit.<sup>15</sup> Za druhé, pro získání přesvědčivějších kvantitativních závěrů ohledně vztahu termínového rozpětí a budoucí inflace či výstupu by bylo vhodné podrobit model sérii stochastických šoků. Za třetí, bylo by možné odvodit reakční funkci optimalizací na základě ztrátové funkce centrální banky, což by umožnilo simulovat závislost indikačních schopností termínového rozpětí nikoliv na různém chování centrální banky, ale přímo na jejích rozličných preferencích. Velkou výzvou do budoucna zůstává také využití vpravdě strukturálního modelu, ve kterém by jednotlivé rovnice vycházely z mikroekonomických základů chování ekonomických subjektů.

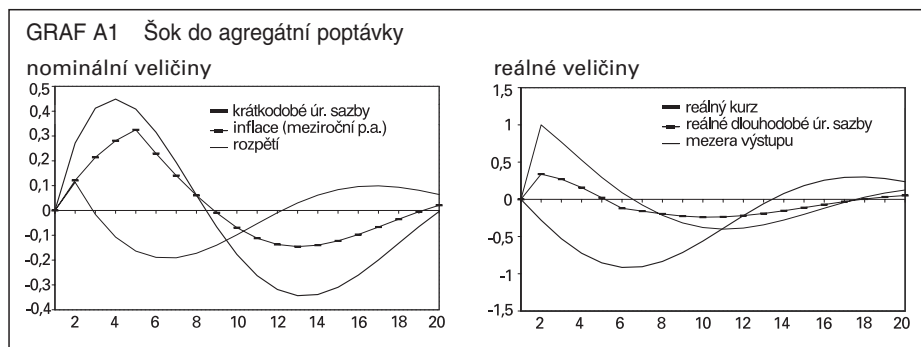
---

<sup>15</sup> V širší verzi této studie (Kotlán, 2002) je zkoumán vliv změny tvorby očekávání na trhu zboží a na finančním trhu.

## PŘÍLOHA

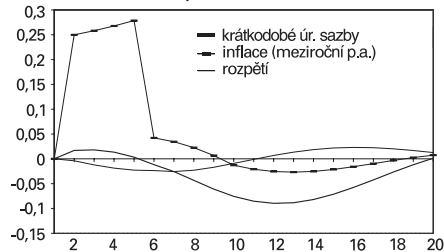
TABULKA A1 Shrnutí výsledků jiných autorů

práce	indikátor HDP		indikátor (změny) inflace	
	dobrý	špatný	dobrý	špatný
Mishkin (1991)			Francie, Německo, VB	Kanada, Švýcarsko
Hu (1993)	Francie, Itálie, Kanada, Německo, USA	Japonsko, VB		
Plosser a Rouwenhorst (1994)	Německo, USA	VB		
Bernard a Gerlach (1996)	Kanada, Německo, USA	Japonsko		
Bonser-Neal a Morley (1997)	Francie, Kanada, Německo, USA (Austrálie, Nizozemí, VB)	Itálie, Japonsko, Švédsko, Švýcarsko		
Estrella a Mishkin (1997)	Německo, USA	Itálie	Itálie, Německo, USA	Francie, VB
Kozicki (1997)	Austrálie, Itálie, Kanada, Německo, USA	Švédsko, Švýcarsko, VB		
Kozicki (1998)			Austrálie, Japonsko, Kanada, USA (Německo, Švédsko, Švýcarsko)	Itálie, Francie, Nizozemí, VB

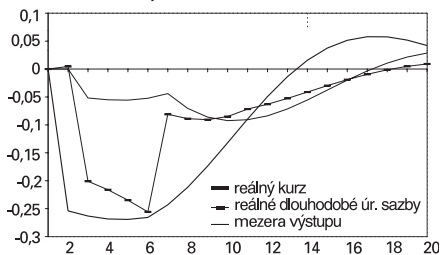


GRAF A2 Šok do agregátní nabídky

nominální veličiny

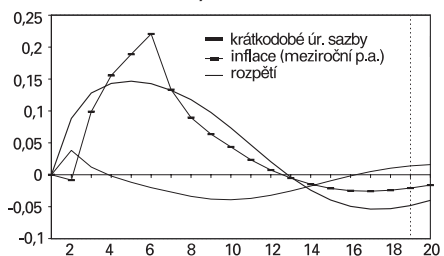


reálné veličiny

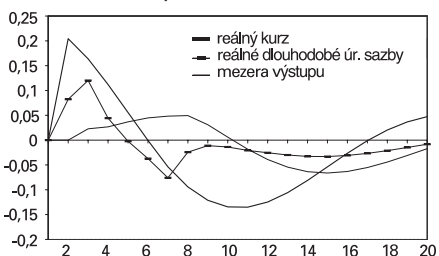


GRAF A3 Šok do zahraniční inflace

nominální veličiny

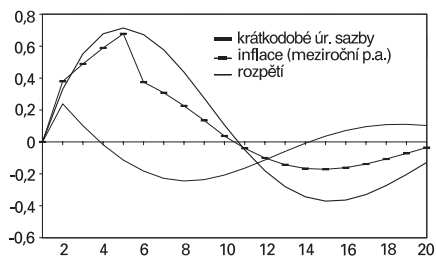


reálné veličiny

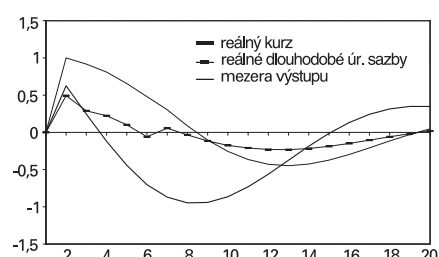


GRAF A4 Šok do měnového kurzu (depreciace)

nominální veličiny

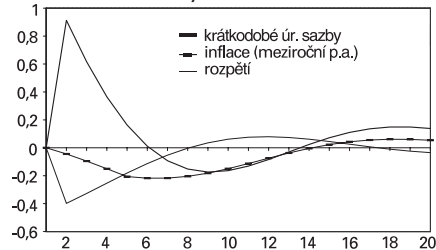


reálné veličiny

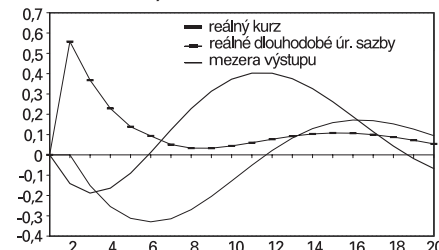


GRAF A5 Šok do reakční funkce CB (měnový šok)

nominální veličiny



reálné veličiny





## LITERATURA

- ATTNA-MENSAH, J. – TKACZ, G. (1998): Predicting Canadian Recessions Using Financial Variables: A Probit Approach. *Bank of Canada, Working Paper*, 1998, no. 98–5.
- BEKAERT, G. – HODRICK, R. J. – MARSHALL, D. (1997): On Biases in Tests of the Expectations Hypothesis of the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Financial Economics*, 44, 1997, pp. 309–348.
- BERK, J. M. – VAN BERGEIJK, P. (2000): Is the Yield Curve a Useful Information Variable for the Eurosystem? *ECB, Working Paper*, 2000, no. 11.
- BERNANKE, S. B. – WOODFORD, M. (1997): Inflation Forecasts and Monetary Policy. *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 29, 1997, no. 4, November, pp. 653–684.
- BERNARD, H. – GERLACH, S. (1996): Does the Term Structure Predict Recessions? An International Evidence. *Bank for International Settlements, Working Paper*, no. 37, September 1996.
- BREEDON, F. J. – CHADHA, J. S. (1997): The Information Content of the Inflation Term Structure. *Bank of England, Working Paper*, 1997, no. 75.
- CLARIDA, R. – GALI, J. – GERTLER, M. (1997): Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. *European Economic Review*, vol. 42, June 1997, pp. 1033–1067.
- COZIER, B. – TKACZ, G. (1994): The Term Structure and Real Activity in Canada. *Bank of Canada, Working Paper*, 1994, no. 94–3.
- DAY, J. – LANGE, R. (1997): The Structure of Interest Rates in Canada: Information Content about Medium–Term Inflation. *Bank of Canada, Working Paper*, 1994, no. 97–10.
- DERVIZ, A. (1999): Generalized Asset Return Parity and the Exchange Rate in a Financially Open Economy. *Czech National Bank, Working Paper*, 1999, no.12.
- EIJFFINGER, S. – SCHALING, E. – VERHAGEN, W. (2000): The Term Structure of Interest Rates and Inflation Forecast Targeting. *CEPR, Discussion Paper*, 2000, no. 2375, February.
- ESTRELLA, A. (1998): Monetary Policy and the Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates. *FRB of New York, Working Paper*, November 1998.
- ESTRELLA, A. – MISHKIN, F. S. (1996): Predicting U.S. Recessions: Financial Variables As Leading Indicators. *FRB of New York, Working Paper*, 1996, no. 9609.
- ESTRELLA, A. – MISHKIN, F. S. (1997): The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and in the United States: Implications for the European Central Bank. *European Economic Review*, 41, 1997, pp. 1375–1401.
- FAMA, E. F. (1990): Term-Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation, and Real Returns. *Journal of Monetary Economics*, no. 25, 1990, pp. 59–76.
- FAVERO, C. A. (2001): Does Macroeconomics Help Understand the Term Structure of Interest Rates? *University of Bocconi, Working Paper*, May 2001.
- FRANKEL, J. A. – LOWN, C. S. (1994): An Indicator of Future Inflation Extracted from the Steepness of the Interest Rate Yield Curve Along its Entire Length. *The Quarterly Journal of Economics*, May 1994, pp. 517–530.
- FUHRER, J. C. – MOORE, G. R. (1995): Monetary Policy Trade-offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output. *American Economic Review*, 85, 1995, no. 1, pp. 219–239.
- FUHRER, J. C. (2000): Habit Formation in Consumption and its Implications for Monetary-Policy Models. *American Economic Review*, June 2000, no. 90 (3), pp. 367–390.
- GOODHART, C. (1981): Problems of Monetary Management: The U.K. experience. In: Courakis, A. S.: *Inflation, Depression and Economic Policy in the West*. Barnes and Noble, 1981.
- HAUBRICH, J. G. – DOMBROVSKY, A. M. (1996): Predicting Real Growth using the Yield Curve. *FRB of Cleveland, Economic Review*, no. 32, 1996, pp. 26–35.
- HLÉDIK, T. (2002): Optimální měnová pravidla v dynamickém modelu české ekonomiky. *Finance a úvěr*, roč. 52, 2002, č. 3, ss.164–185.
- HU, Z. (1993): The Yield Curve and Real Activity. *International Monetary Fund, Staff Paper*, vol. 40, 1993, no. 4-December.

- ISARD, P. – LAXTON, D. (2000): Inflation-Forecast Targeting and the Role of Macroeconomic Models. In: Coats, W.: *Inflation Targeting in Transition Economies: the Case of the Czech Republic*. Prague, Czech National Bank, March 2000.
- JORION, P. – MISHKIN, F. S. (1991): A Multi-country Comparison of Term-Structure forecasts at Long Horizons. *Journal of Financial Economics*, 1991, no. 29, pp. 59–80.
- KOTLÁN, V. (1999a): The Term Structure of Interest Rates and Future Inflation. *Eastern European Economics*, vol. 37, 1999, September-October, no. 5, pp. 36–51.
- KOTLÁN, V. (1999b): Jsou finanční indikátory schopny predikovat vývoj reálné ekonomické aktivity? *Politická ekonomie*, 1999, č. 5, ss. 587–600.
- KOTLÁN, V. (1999c): Výnosová křivka v teorii a v praxi českého mezibankovního trhu. *Finance a úvěr*, 1999, č. 7, ss. 407–426.
- KOTLÁN, V. (2002): Monetary policy and the term spread in a small open economy macromodel. *Czech National Bank, Working Paper*, WP no. 1.
- KOZICKI, S. (1997): Predicting Real Growth and Inflation With the Yield Spread. *FRB of Kansas City, Economic Review*, 1997, Fourth Quarter.
- KOZICKI, S. (1998): Predicting Inflation With the Term Structure Spread. *FRB of Kansas City, Working Paper*, no. 98–02.
- LANSING (2001): Learning About a Shift in Trend Output: Implications for Monetary Policy and Inflation. *FRB of San Francisco, Working Paper Series*, no. 2000-16.
- LAXTON, D. – SCOTT, A. (2000): *On Developing a Structured Forecasting and Policy Analysis System Designed to Support Inflation-Forecast Targeting*. IMF, 2000 – mimeo.
- LOWE, P. – ELLIS, L. (1997): *The Smoothing of Official Interest Rates Monetary Policy and Inflation Targeting*. Reserve Bank of Australia, 1997, Conference proceedings.
- LUCAS, R. E., Jr. (1976): Econometric Policy Evaluation: A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1976, no. 1, pp. 19–46.
- MANKIW, N. G. – MIRON, J. A. (1986): The Changing Behaviour of the Term Structure of Interest Rates. *Quarterly Journal of Economics*, 101, 1986, May, pp. 211–228.
- MCCALLUM, B. T. (1994): Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates. *NBER, Working Paper*, no. 4938, 1994, November.
- MCCALLUM, B. T. (2001): Should Monetary Policy Respond Strongly to Output Gaps? *NBER, Working Paper*, no. 8226, 2001, April.
- MCCALLUM, B. T. – NELSON, E. (2001): Monetary Policy For an Open Economy: Alternative Framework With Optimizing Agents and Sticky Prices. *NBER, Working Paper*, no. 8175, 2001, March.
- MISHKIN, F. S. (1990a): What Does the Term Structure Tell Us about Future Inflation? *Journal of Monetary Economics*, 1990, no. 25, pp. 77–95.
- MISHKIN, F. S. (1990b): The Information in the Longer Maturity Term Structure about Future Inflation. *Quarterly Journal of Economics*, 1990, August, pp. 815–828.
- MISHKIN, F. S. (1991): A Multi-Country Study of the Information in the Shorter Maturity Term Structure about Future Inflation. *Journal of International Money and Finance*, 1991, no. 10, pp. 2–22.
- PLOSSER, C. I. – ROUWENHORST, K. G. (1994): International Term Structures and Real Economic Growth. *Journal of Monetary Economics*, no. 33, 1994, pp. 135–155.
- RAGAN, C. (1995): Deriving Agents' Inflation Forecasts from the Term Structure of Interest Rates. *Bank of Canada, Working Paper*, 1995, no. 95–1.
- ROLEY, V. V. – SELLON, G. H., Jr. (1996): The Response of the Term Structure of Interest rates to Federal Funds rate Changes. *FRB of Kansas City, Working Paper*, 1996, no. RWP 96–08, December.
- RUDEBUSCH, G. D. (1995): Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure. *Journal of Monetary Economics*, 35, 1995, April, pp. 245–74.
- SMETS, F. – TSATSARONIS, K. (1997): Why Does the Yield Curve Predict Economic Activity? Dissecting the Evidence for Germany and the United States. *Bank for International Settlements, Working Paper*, No. 49, 1997, September.

SVENSSON, L. E. O. (2000): Open-Economy Inflation Targeting. *Journal of International Economics*, 50, 2000, pp. 155–183.

TAYLOR, J. B. (1993): Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, no. 39, 1993, pp. 195–214.

TURNOVSKY, S. J. (1989): The Term Structure of Interest Rates and the Effects of Macroeconomic Policy. *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 21, 1989, no. 3, pp. 321–347.

WOODFORD, M. (1994): Nonstandard Indicators for Monetary Policy: Can Their Usefulness Be Judged from Forecasting Regressions? In: Mankiw, N. G. (ed.): *Monetary Policy*. University of Chicago for NBER, 1994.

WOODFORD, M. (2000): Pitfalls of Forward-Looking Monetary Policy. *American Economic Review*, 2000, no. 90(2), pp. 100–104.

## SUMMARY

JEL Classification: E41, E52, F41

Keywords: term structure of interest rates – monetary policy – macroeconomic modeling

## The Term Structure of Interest Rates and Monetary Policy in a Small Macro Model

Viktor KOTLÁN – Czech National Bank, Prague and Faculty of Economics VSB-TU, Ostrava (viktor.kotlan@cnb.cz)

The author argues that it is insufficient to evaluate the indicative abilities of the term structure of interest rates using a single-equation approach and that, rather, a consistent model framework including endogenous policy function must be employed. Toward that, a small open-economy macro model is introduced and the indicative abilities of the term spread are analyzed from within its framework. The main finding is that the indicative ability of the term spread is not structural but depends rather on a central bank's perceived reaction function. The relevance of the results vis-à-vis monetary policy is discussed in the conclusion.

*A full English-language version of this paper is available at the journal's Web-site: [www.financeauver.org](http://www.financeauver.org).*